

Una exploración reciente a la demanda por dinero en Colombia bajo un enfoque no lineal

Por: Daniel Ordoñez-Callamand,
Luis Fernando Melo-Velandia,
Daniel Parra-Amado

Borradores de ECONOMÍA



Núm. 1012
2017



tá - Colombia - Bogotá - Col

Una exploración reciente a la demanda por dinero en Colombia bajo un enfoque no lineal

Daniel Ordoñez-Callamand¹, Luis Fernando Melo-Velandia² y Daniel Parra-Amado³

¹ Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá, Colombia. Email: ordonez-d@javeriana.edu.co.

² Banco de la República, Bogotá, Colombia. Email: lmelovel@banrep.gov.co

³ Banco de la República, Bogotá, Colombia. Email: dparraam@banrep.gov.co

* Los resultados y opiniones son responsabilidad exclusiva de los autores y su contenido no compromete al Banco de la República ni a su junta directiva. Agradecemos la colaboración de Daniel Gómez Vásquez y los comentarios de Fernando Arias, Camilo Cárdenas y Sebastián Sanín.

Resumen

El artículo explora una estimación de una función de demanda por dinero tradicional para la economía colombiana para el período 1984 – 2016. Se utiliza un modelo de cointegración bajo un enfoque no lineal como el propuesto por Saikkonen y Choi, 2004, el cual permitió encontrar dos regímenes extremos para la economía colombiana y con ello caracterizar el problema de inestabilidad de la demanda por dinero. Las estimaciones muestran la presencia de una relación de largo plazo entre los precios, el ingreso, la tasa de interés y la demanda de dinero. Los coeficientes ajustados son significativos y los signos de cada uno de ellos resultó como lo esperado en la teoría económica. En particular, las semi-elasticidades respecto a la tasa de interés se situaron entre $-0,005$ y $-0,983$, mientras que las elasticidades ingreso encontradas oscilaron entre 1,967 y 3,006. La evidencia estadística sobre la homogeneidad de grado uno de la demanda por dinero respecto a los precios resultó ambigua.

Palabras Claves: Demanda por dinero, modelos de transición suave (STAR)

Códigos JEL: E41, C22

Abstract

This article models the money demand for the Colombian economy between 1984 – 2016. We use a cointegration model under a non-linear framework as the one proposed by Saikkonen y Choi, 2004. Our results suggest two extreme regimes for the money demand in the Colombian economy, and confirm its instability. We found that there is a cointegration long-term relationship between money demand, prices, income and the interest rate. The coefficients were significant and with the sign as expected by economic theory. In particular, interest rate semi-elasticities were estimated between $-0,005$ and $-0,983$, while income elasticities were estimated between 1,967 and 3,006. Statistical evidence of homogeneity of degree one of the demand for money with respect to prices was ambiguous.

Keywords: Money demand, Smooth transition models (STAR)

JEL Codes: E41, C22

1. Introducción

Entre los años ochenta y noventa los bancos centrales fueron abandonando los agregados monetarios como objetivos e instrumentos de política monetaria. Muchos países han adoptado el esquema de inflación objetivo e implementado como instrumento de política la tasa

de interés; de esta forma el dinero y los agregados monetarios pasaron a jugar un rol pasivo¹. La menor estabilidad de los agregados monetarios debido en parte a las innovaciones financieras registradas en las últimas décadas, ha llevado a que la tasa de interés predomine sobre los agregados monetarios como instrumento de política monetaria (Poole, 1970)².

No obstante, la elaboración de las políticas del Banco Central dependen de ciertos supuestos acerca de la demanda por dinero, con lo cual la dinámica y los determinantes de los agregados monetarios siguen siendo relevantes en el marco de la política monetaria actual. Friedman, 1976 argumentó que los agregados monetarios pueden cumplir la función de objetivos intermedios en sistemas monetarios cuyo instrumento sea la tasa de interés; por ejemplo, establecer vínculos entre el producto y los precios en la búsqueda de mayor estabilidad de la demanda por dinero. El autor enfatiza que comprender la demanda por dinero puede ser algo más que simple interés académico.

En los últimos años, con el desarrollo de los mercados monetarios y luego de las recientes crisis financieras, entender la importancia del dinero en la conducción de la política monetaria de los bancos centrales ha tomado de nuevo relevancia, lo cual requiere una investigación apropiada de la dinámica de la demanda por dinero. De hecho, aunque los instrumentos actuales se basan en las tasas de interés y su transmisión opera por diversos canales tales el de precios de los activos, hoja de balance, tasa de interés de mercado, tasas de cambio y el de expectativas, el conocimiento de la demanda por dinero es crucial y ayuda al descubrimiento de riesgos sobre la estabilidad de precios en el largo plazo (Jawadi y Sousa, 2013). También es útil conocer la dinámica de la demanda de dinero puesto que ésta debe ser consistente con la oferta de tal forma que permita una correcta transmisión de la política monetaria a través de la tasa de interés.

Aunque el propósito de la política monetaria es lograr

¹Cómo lo sugiere McCallum, 2004, bajo el esquema de política monetaria basado en tasa de interés implementado por la Banca Central, el equilibrio de la cantidad de dinero resulta siendo un residual, y por tanto, una variable de poco interés para el hacedor de política en busca de estabilizar el crecimiento y la inflación.

²Poole, 1970 señaló en términos generales que en caso que la volatilidad del sector monetario fuera mayor que la variabilidad por el lado de la demanda agregada, era más conveniente seguir una política de tasas de interés que de agregados monetarios. Si bien este argumento se desarrolló en otro contexto histórico, la intuición para esta prescripción de política fue ampliamente reconocida con el tiempo. Sin embargo, también en su trabajo aclara que bajo situaciones de certidumbre equivalentes tanto la tasa de interés como los agregados monetarios podrían conducir a resultados equivalentes.

la estabilidad de precios en el mediano y largo plazo en la mayoría de bancos centrales como el Banco Central Europeo (*BCE*), la Reserva Federal de Estados Unidos (*Fed*), el Banco de Inglaterra (*BoE*) o los países con régimen de inflación objetivo como Colombia; el rol de la política, sus objetivos e instrumentos, y la puesta en marcha de la postura monetaria no siempre es la misma. Por ejemplo, mientras que el *BCE* usa explícitamente el agregado monetario *M3* como un indicador de riesgo inflacionario y al mismo tiempo tiene una meta de inflación, la *Fed* y el *BoE* focalizan su atención sobre *M2* y *M4*, respectivamente, a pesar de seguir una estrategia de inflación objetivo.³

Teniendo en cuenta lo anterior, el presente trabajo pretende estudiar la evolución de la demanda por dinero en el entorno colombiano durante las últimas tres décadas. Así, se cubren periodos importantes como la independencia de la Banca Central en 1991 y la adopción del esquema de inflación objetivo desde finales de los noventa que utiliza como instrumento la tasa de interés. Asimismo, debe tenerse en cuenta que la globalización, los avances tecnológicos e innovaciones financieras también han cambiado la dinámica de la demanda por dinero en el tiempo.

Es importante señalar que dado que los hacedores de política deben realizar algunos supuestos sobre la demanda por dinero, también resalta la necesidad de conocer si se cumple la estabilidad de la demanda por dinero en el largo plazo bajo diferentes escenarios. De hecho, como se menciona en Hernández y Posada, 2006, en Colombia previo al esquema de inflación objetivo, cuando los mecanismos de predicción se basaban en el equilibrio monetario y la demanda por dinero pudiera no estar bien especificada, se produjeron errores sistemáticos que conducían a recomendaciones de política erradas en cuanto al logro de los resultados esperados. En particular, los autores mencionan que aquellos errores de predicción del impacto de los agregados monetarios sobre la inflación produjeron incluso mayor volatilidad (no deseada) en las tasas de interés y en la misma inflación, con riesgos importantes sobre la actividad real.

Por último, aunque en Colombia en la última década los agregados monetarios habían aumentado a tasas reales anuales que superaban el crecimiento observado del PIB y al mismo tiempo no se observaron presiones inflacionarias importantes, resulta interesante que en los últimos dos años los agregados monetarios se han venido desacelerando a un ritmo mayor que la actividad

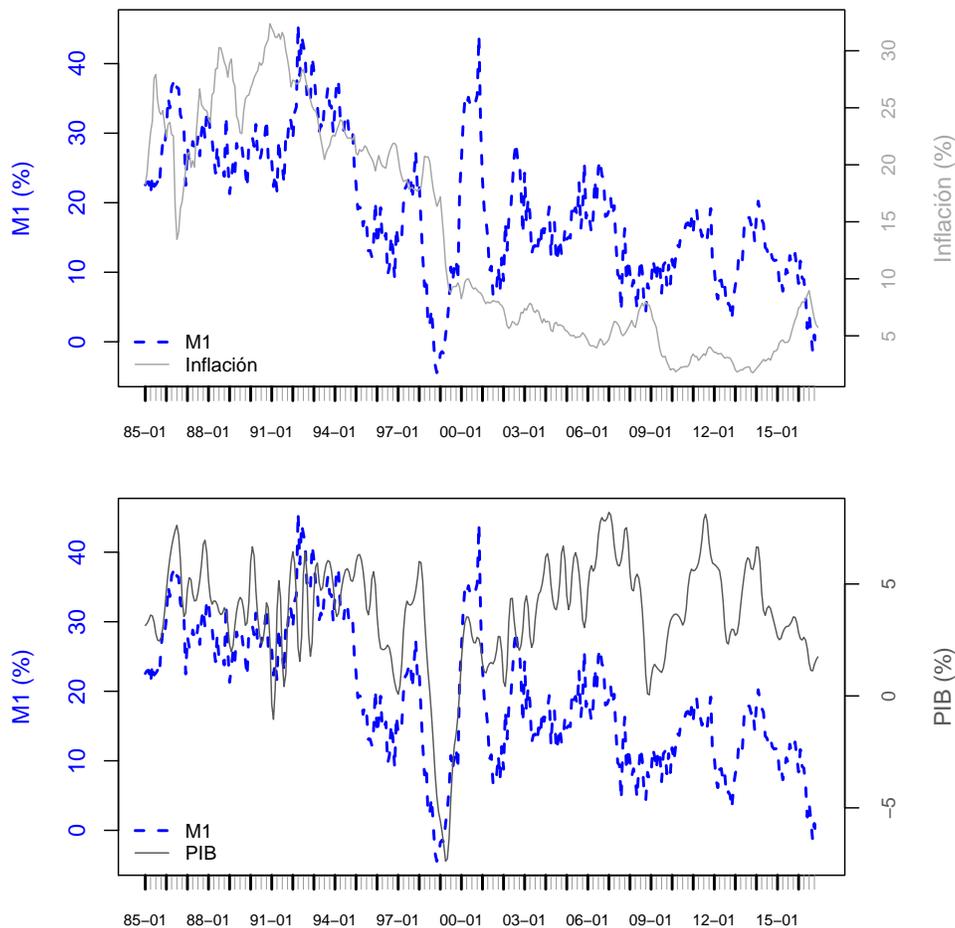
³Otras investigaciones sobre la relevancia de la demanda por dinero que se recomienda al lector consultar son Goldfeld y Sichel, 1990, Sriram, 2000, Duca y VanHoose, 2004, y Barnett, 2008.

económica, mientras que la inflación no ha retornado a su rango meta (Figura 1). Es importante señalar que luego del choque producido por la caída de los precios del petróleo en 2014, la economía colombiana ha visto afectado sus términos de intercambio, el nivel de ingreso nacional y la actividad económica y con ello la disminución en el crecimiento de los agregados monetarios puede ser una consecuencia de la pérdida de riqueza. Estos cambios podrían implicar variaciones en las elasticidades de la demanda por dinero a estas variables macroeconómicas. Al mismo tiempo, aquellos fenómenos motivan la evaluación sobre las sensibilidades que afectan la demanda por dinero, que aparentemente responden recientemente más al ingreso que a otros factores.

El presente artículo encuentra que la demanda por dinero en Colombia es inestable para el periodo comprendido entre 1984 a 2016. No obstante, mediante un modelo de cointegración en un entorno de modelos

de transición suave se logra ajustar un modelo de demanda por dinero con dos regímenes, en los cuáles se puede apreciar que hay dos regímenes extremos en los que si se observa estabilidad. Asimismo, hay un periodo de transición en el cual dicha estabilidad se pierde. Lo anterior permite tener coeficientes que varían en el tiempo de acuerdo al régimen en el que se encuentre la economía. Los resultados encontrados permiten establecer que existe una relación de largo plazo entre la demanda por saldos monetarios y variables macroeconómicas como los precios, el ingreso y la tasa de interés. Los coeficientes estimados para cada una de dichas elasticidades resultaron significativos y con el signo esperado de acuerdo a la teoría económica. Por último, la función de transición utilizada permitió incorporar en el modelamiento cambios asociados a las preferencias de los agentes o innovaciones financieras. Sin embargo, esto último no permite explicar en detalle sus causas.

Figura 1: Crecimientos del agregado monetario (M1) y variables macroeconómicas (Inflación y PIB)



El artículo está dividido en cinco secciones adicionales. Primero, se muestra un recuento de la literatura económica haciendo énfasis en la evidencia empírica internacional y en Colombia respecto a las estimaciones de la función de demanda por dinero. Segundo, se presenta un modelo teórico que permite establecer una relación de largo plazo entre la demanda por dinero y algunos de sus determinantes. Tercero, se presenta la metodología econométrica que se utiliza para la estimación de la función propuesta. Por último, en las dos últimas secciones se presentan los principales resultados y algunas conclusiones derivadas del presente ejercicio.

2. Evidencia empírica Internacional y en Colombia

La literatura internacional es amplia y aunque en las últimas cuatro décadas se ha observado un enorme esfuerzo en las investigaciones por sustentar y verificar mediante estudios empíricos la estimación de la demanda por dinero, las conclusiones y los resultados en algunos casos resultan ambiguos sobre los factores económicos que determinan la demanda por dinero. Sriram, 2000, Duca y VanHoose, 2004 y Knell y Stix, 2006 son trabajos que recopilan un número importante de estudios aplicados en este tema, en donde los autores compilan una serie de hechos estilizados que pueden converger a diversos modelos teóricos y que cuestionan la importancia del estudio de la demanda por dinero. Por ejemplo, los autores muestran que bajo las hipótesis basadas en la teoría cuantitativa del dinero la elasticidad del ingreso debería ser cercana a la unidad (Friedman, 1976), mientras que bajo el enfoque de inventarios (Baumol, 1952) dicho valor es significativamente menor a uno, cercano a 0,5. En contraste, bajo un enfoque de portafolio es usual concluir que la elasticidad del ingreso podría ser considerablemente mayor a la unidad.

Knell y Stix, 2005 han subrayado la importancia de la riqueza y de los precios de activos que podrían interactuar con los determinantes de la demanda por dinero, de tal forma que los agregados monetarios podrían crecer a un ritmo más acelerado que el ingreso. Lo anterior, conduce a la estimación empírica de elasticidades del ingreso mayores a la unidad y se denomina efecto riqueza en la demanda por dinero.⁴ En ese estudio los autores recopilan la información de 381 ejercicios empíricos para 16 países de la *OECD* entre 1970 y 2000. Se destaca que pese a que en promedio la elasticidad de la demanda por dinero al ingreso es

⁴Chitre, 1975 muestra cómo un efecto riqueza positivo surge si ante un incremento en la riqueza, el gasto planeado aumenta por encima de los ingresos esperados o si el rendimiento marginal de los activos que posee disminuyen.

cercana a la unidad, dichas estimaciones muestran una desviación estándar de 0,37.⁵ Knell y Stix, 2006 realizan una extensión del estudio previo al incorporar países en vía de desarrollo y encuentran que la dispersión en los resultados respecto a la elasticidad del ingreso es mayor para dichas economías (desviación estándar de 0,53). Pese a esto, los autores toman la mediana de los estudios y encuentran que la elasticidad del ingreso de la demanda por dinero en agregados más amplios (*M2, M3*) es mayor para los países *OECD* (1,12) frente a los países no *OECD* (0,96), lo que atribuyen a las decisiones de portafolio que podrían influenciar el comportamiento de la demanda por dinero. Adicionalmente, analizan la semi-elasticidad de la tasa de interés encontrando que el signo del efecto es negativo, de acuerdo con lo esperado por la teoría económica, y en promedio se sitúa entre $-0,07$ y $-0,45$ dependiendo del país, del agregado monetario utilizado y del método de estimación.

Hamori y Hamori, 2008 cubren una muestra más reciente (1999 a 2006) para 11 países de la zona Euro utilizando los agregados monetarios *M1*, *M2* y *M3*. Entre sus resultados se destaca la estabilidad de la demanda por dinero para dichos agregados y la dispersión en los resultados entre países, lo que podría deberse al tamaño de las economías y el desarrollo de sus mercados financieros. En particular, las elasticidades de ingreso y de tasa de interés dentro de la demanda por dinero para el panel de países fueron 2,55 y $-0,25$ en promedio, respectivamente. Respecto a la elasticidad del ingreso, Francia, Holanda y España presentaron los mayores coeficientes (4,72, 3,97 y 3,94), mientras que Irlanda y Portugal los menores (0,50 y 1,26). Por otro lado, Italia y Francia mostraron los coeficientes de semi-elasticidades de tasa de interés más altas ($-0,47$ y $-0,34$), mientras que los más bajos fueron Luxemburgo y Austria ($-0,04$ y $-0,16$).

Setzer y Wolff, 2013 utilizan mínimos cuadrados ordinarios dinámicos para un panel de países de la zona Euro para el periodo comprendido entre 2003 y 2008. La evidencia estadística sugiere una elasticidad del ingreso en promedio de 1,67 y del costo de oportunidad entre $-0,09$ y $-0,23$, dependiendo de si se toma la tasa de interés de corto plazo, la de largo plazo o el diferencial de tasas. Al hacer un ejercicio con una ventana muestral que inicia entre 2001 y 2004 y termina en 2008, encuentran que las estimaciones anteriores son sensibles a dichos cambios, en especial la relacionada con la elasticidad del ingreso. Este hecho es interpretado por los autores como evidencia de

⁵Dentro del análisis predomina el impacto de EEUU y de Alemania, con unas desviaciones estándar de 0,31 y 0,30.

inestabilidad de la demanda por dinero en la zona Euro para dicha década. Adicionalmente, encuentran que el comportamiento de la demanda por dinero puede estar explicada por otros factores diferentes a los tradicionales (ingreso y tasa de interés), como por ejemplo, la composición del portafolio y de la riqueza de los agentes y las innovaciones financieras que afectan las preferencias de los individuos. Finalmente, el estudio presenta una comparación respecto a estimaciones previas donde se aprecia que las elasticidades de ingreso para la zona Euro varían entre 0,98 a 1,44 y respecto a la tasa de interés entre $-0,44$ a $-1,45$.

Jawadi y Sousa, 2013, utiliza regresión por cuantiles en un entorno de modelos de transición suave para *EEUU*, *UK* y la Euro Zona. Entre sus principales resultados se tiene que las elasticidades de la demanda por dinero al ingreso y a la tasa de interés difieren entre la estimación del promedio por mínimos cuadrados ordinarios frente a la obtenida en las colas de la distribución de tenencias de dinero real. Esto implica asimetrías en la respuesta de los hogares a la sensibilidad en los cambios de variables macroeconómicas como la inflación o el crecimiento. Por ejemplo, los autores encuentran que la sensibilidad de la demanda por dinero con respecto a la inflación tiende a ser más elevada cuando las tenencias reales de dinero son extremadamente bajas. Por último, los autores amplían el estudio al incluir modelos de transición suave, lo que ratifica aún más la presencia de no linealidades y asimetrías en la estimación de la función de demanda por dinero. Con todo ello, se pueden encontrar elasticidades que varían en el tiempo, las cuáles no sólo dependen del régimen de la economía sino que adicionalmente difieren en su comportamiento de acuerdo al país. En particular, los autores señalan un efecto riqueza en sus estimaciones al obtener elasticidades ingreso entre 1,033 y 1,826 para la zona Euro y 1,712 y 2,055 para *UK*. En el caso de *EEUU* las evidencias sugiere homogeneidad de grado uno respecto al ingreso en la demanda por dinero⁶. Para las elasticidades respecto a la tasa de interés, las estimaciones para los tres países oscilan entre $-0,003$ y $-0,12$.

En el caso de economías en desarrollo es más común observar elasticidades de ingreso superiores a uno, señalando el efecto riqueza. Algunas razones para ello son el proceso de innovación financiera, las reformas institucionales y la ampliación de los mercados

financieros, entre otros aspectos que han surgido en dichas economías entre la década de los noventa y la actualidad (Valadkhani, 2008 y Rao y Kumar, 2009). Bahmani-Oskooee y Rehman, 2005 encuentran elasticidades de la demanda por dinero respecto al ingreso para Indonesia, Malasia y Singapur de 1,29, 1,20 y 1,48, respectivamente. Los autores también señalan la inestabilidad en los parámetros de algunos de los países considerados. Rao y Kumar, 2009 utilizan un panel de 14 economías emergentes asiáticas para ajustar una función de demanda por dinero, y encuentran elasticidades del ingreso entre 0,85 y 3,12 y de tasa de interés entre $-0,01$ y $-0,06$. Narayan, Narayan y Mishra, 2009 estiman funciones de demanda por dinero para Bangladesh, India, Pakistan, Sri Lanka y Nepal y encuentran una relación de largo plazo entre las tenencias reales de dinero y el ingreso, la tasa de cambio real, la tasa de interés interna y la tasa de interés internacional. En el caso de las elasticidades ingreso y de tasas de interés domésticas las estimaciones sugieren un valor de 1,269 y $-0,02$ en promedio, respectivamente⁷.

Carrera, 2016 toma un panel de 15 economías latinoamericanas y encuentra elasticidades ingreso y tasa de interés de 0,94 y $-0,008$ para el conjunto de países. El autor también estima país por país y dentro de sus resultados se destaca la poca dispersión de la estimación coeficiente de tasa de interés, mientras que por el contrario se observa una amplia variabilidad en el coeficiente asociado al ingreso. Por ejemplo, mientras que para Brasil, Guatemala y Venezuela el ajuste sugiere coeficientes mayores a la unidad (3,27, 1,66 y 1,33), para México y Bolivia éste se sitúa levemente por debajo de uno (0,76 y 0,90). Ferrada y Tagle, 2014 estiman para el periodo 2000 – 2014 la función de demanda por dinero para Chile y hallan que la elasticidad a la tasa de interés es $-0,121$ y al ingreso es 2,342.

En el caso colombiano también la literatura sobre el tema es amplia. Entre los trabajos pioneros se encuentran Carrizosa, 1983, Steiner, 1988, Carrasquilla y Renteria, 1990 y Lora, 1990; todos ellos preocupados por el estudio de la estabilidad de la demanda por dinero; ya que la mayoría de estas investigaciones se sitúan en un periodo en el que la banca central en Colombia tenía como instrumento los agregados monetarios⁸. Es importante señalar que la mayoría

⁶Si la demanda por dinero es homogénea de grado uno en el ingreso, entonces un aumento en el ingreso implica un aumento en la misma proporción en la demanda por dinero. En el caso de la presencia de efectos riqueza, el aumento en el ingreso puede generar un incremento en la demanda por dinero real más que proporcional.

⁷Elasticidades ingreso: Bangladesh (0,493), India (1,289), Pakistan (1,260), Sri Lanka (1,223) y Nepal (2,083). Elasticidades de tasas de interés: Bangladesh ($-0,039$), India ($-0,26$), Pakistan (0,006), Sri Lanka ($-0,009$) y Nepal (0,157).

⁸También es importante mencionar que en buena parte de la década de los noventa, la banca central en Colombia utilizó una política de control del tipo de cambio que interactuaba con dicho

de las estimaciones de dichos trabajos restringían la función de demanda por dinero bajo el supuesto de homogeneidad de grado uno en los precios y en el ingreso. Además, en términos de métodos de estimación los modelos se abordaban sólo para series estacionarias.

Entre los primeros documentos en relajar el supuestos de estacionariedad de las series para la estimación de la demanda por dinero se encuentra el de Misas y Suescún, 1993. Allí, los autores encuentran estabilidad de la demanda por dinero para los agregados monetarios $M1$ y $M2$ y confirman la existencia de una relación de cointegración entre los agregados monetarios y los precios, el ingreso y la tasa de interés. Por el contrario, para el caso de la base monetaria los autores no hallaron ninguna relación de largo plazo entre estas variables macroeconómicas. Al no restringir por homogeneidad, las estimaciones del estudio muestran una elasticidad del ingreso entre 1,15 y 1,47, de los precios entre 0,84 y 1,15 y de la tasa de interés entre $-0,29$ y $-0,57$. Misas, Oliveros y Uribe, 1994 reexaminan la discusión sobre la demanda por dinero incorporando en el análisis una variación respecto al costo de oportunidad, de manera que ahora utilizan el diferencial entre la tasa de depósitos a 90 días (CDT) y una tasa de interés ponderada con los componentes de agregados monetarios amplios, como $M2$. Según esta nueva definición, las estimaciones sugieren una elasticidad para el costo de oportunidad que oscila entre $-0,20$ y $-0,29$, lo que es similar a los hallazgos anteriores. No obstante, se diferencia de los trabajos anteriores al encontrar evidencia estadística que sugiere que la demanda por dinero es inestable en sus parámetros.

Herrera y Julio, 2003 no encuentran evidencia estadística para rechazar la hipótesis de estabilidad de la función de demanda por dinero para un periodo de análisis comprendido entre 1955 y 1992⁹. De hecho, realizando un ejercicio de sensibilidad cambiando las ventanas muestrales para la estimación, los autores no encuentran presencia de cambios estructurales que afecten la estabilidad de la demanda por dinero. Asimismo, el ejercicio propuesto por los autores indica la presencia de asimetrías en la demanda por dinero frente a cambios en la tasa de interés. Los autores dividen sus cálculos de elasticidades entre corto y largo plazo. Allí, encuentran que la elasticidad ingreso de la demanda por dinero se sitúa en 0,93 en el corto plazo pero aumenta entre 1,28 y 1,45 en el largo plazo. Para los precios hallan un coeficiente de corto plazo de 0,59 y en el largo plazo entre 0,81 y 0,87. Por último, para

esquema de agregados monetarios.

⁹Los autores realizan estimaciones con datos anuales para 1955 – 1991 y con datos trimestrales para 1970 – 1992.

la tasa de interés la elasticidad estimada en el corto plazo fue $-0,22$ y para el largo plazo entre $-0,18$ y $-0,3$.

Aunque Misas y Oliveros, 1997 encuentran una relación de cointegración entre los agregados monetarios amplios como $M2$ y $M3$ y los determinantes de la demanda por dinero, encuentran la presencia de endogeneidad entre el ingreso y los precios. En contraste, en el caso de las estimaciones para el $M1$, los precios, el ingreso y el diferencial de tasas de interés cumplen el supuesto de exogeneidad débil que sugiere la teoría cuantitativa del dinero. También encuentran estabilidad de la demanda por dinero y las elasticidades correspondientes al ingreso, a los precios y al costo de oportunidad se situaron en 1,974, 0,738 y $-0,013$, respectivamente.¹⁰ Por otro lado, mediante el uso de una representación estado-espacio, Misas y Posada, 2003 logran modelar la relación entre los precios, el ingreso y los agregados monetarios en un entorno de expectativas racionales. Los autores encuentran una elasticidad de la demanda por dinero a la tasa de interés que se sitúa en un rango entre $-0,34$ y $-0,52$.

Otro aspecto importante dentro de las estimaciones de demanda por dinero es el papel que desempeñan las innovaciones financieras. Gómez, 1998 sugiere que la omisión de este aspecto conduce a un error de especificación de las funciones de demanda por dinero, por lo que el autor utiliza una tendencia temporal¹¹ en el vector de cointegración como proxy de la evolución de las innovaciones financieras en Colombia. Las estimaciones sugieren que efectivamente la inclusión de dicha tendencia temporal mejora el ajuste de los modelo de cointegración y conlleva a una demanda por dinero estable. Entre sus resultados se pueden resaltar: i) la homogeneidad de grado uno de la demanda por dinero en términos de los precios, ii) el coeficiente asociado a la innovación financiera presenta una influencia negativa sobre la demanda por saldos reales ($-0,040$), y iii) las elasticidades respecto al ingreso y la tasa de interés encontrada fueron 2,010 y $-1,036$. Algo similar se infiere de Gómez, 1999, quién utiliza como proxy de cambio tecnológico la relación entre depósitos sujetos a encaje y efectivo en las estimaciones de demanda por dinero. El signo asociado a dicha variable es negativo como lo predice la teoría y el autor ratifica que la exclusión en la regresión de esta variable conlleva a errores de

¹⁰En el caso de las elasticidades de ingreso para los modelos ajustados con agregados amplios como $M3$, los coeficientes estimados fueron significativamente mayores y oscilaron entre 4,82 y 5,85.

¹¹Dutkowsky y Atesoglu, 2001 sugieren que una tendencia temporal permite capturar la dinámica creciente del consumo per capita con respecto a los saldos reales de dinero. A su vez, esto implica una relación inversa entre la tendencia y la demanda por saldos reales.

especificación e inestabilidad de la demanda por dinero.

Por último, Hernández y Posada, 2006 estiman la demanda por dinero en Colombia para el periodo comprendido entre 1994 y 2006 y encuentran que pese al crecimiento significativo de la demanda por saldos reales de dinero, la oferta había crecido a un ritmo similar, por lo que el equilibrio monetario permitía mantener el proceso de desaceleración de la inflación en Colombia. Los autores también utilizan una tendencia determinística para modelar el proceso de innovación financiera dentro del sistema de estimación propuesto, similar a los estudios antes mencionados, y el coeficiente asociado resulta negativo como lo sugiere la teoría económica. En términos de los coeficientes ajustados, la investigación sugiere una elasticidad de la demanda por dinero respecto al ingreso, a los precios y al costo de oportunidad de 1,099,1,164 y $-0,168$, respectivamente.

3. Modelo Teórico

En la literatura económica es usual estudiar la relación entre la cantidad de dinero (M) y el producto o ingreso de la economía (Y), así como su relación con algunos costos del dinero, tales como la inflación o las tasas de interés. Siguiendo la descripción de Gómez, 1998, pueden existir varias respuestas a la pregunta sobre cuál teoría podría explicar la relación entre dichas variables. Como lo menciona el autor, podría ser una teoría de la demanda agregada, $M/P = \gamma Y$ (Blanchard y Fischer, 1989 y Blanchard, 1997), o podría ser la teoría cuantitativa del dinero $MV = PY$. Asimismo, si la relación entre estas variables es la teoría cuantitativa de dinero, definir cuál debería ser la variable endógena tampoco tiene una única respuesta. La teoría cuantitativa puede ser entendida como una teoría de la demanda por dinero $M = PY(1/V)$ (Friedman, 2010), también puede interpretarse como una teoría de la determinación del nivel de precios, $P = MV/Y$, (Barro, 2007), o finalmente, como una teoría de la determinación del ingreso (McCallum y Goodfriend, 1989).

El presente artículo pretende estimar algunas formas funcionales a partir de la definición de la teoría cuantitativa del dinero, entendida como una teoría de la demanda por dinero. En general, la forma funcional para estimar sigue (ver alternativas en Bae, Kakkar y Ogaki, 2006 y Bae y De Jong, 2007):

$$M^d = f(P, Y, r) \quad (1)$$

$$M^d = \alpha_i + \beta_{1,i}P + \beta_{2,i}Y + \beta_{3,i}r \quad (2)$$

dónde M^d denota los saldos nominales de dinero, P el nivel de precios, Y el producto o ingreso real de la economía y, por último, r es la tasa de interés nominal¹². Los coeficientes tienen el sub-índice i , que implica que las elasticidades pueden variar en el tiempo y dependerán del régimen en el que se encuentra la economía¹³. Asimismo f puede ser cualquier forma funcional, usualmente lineal. Sin embargo, dada la amplia literatura que cuestiona e indaga sobre la estabilidad de la forma funcional de la demanda por dinero (ver Lütkepohl, 1993, Carrasquilla y Rentería, 1990, Calza y Souza, 2003, y Bahmani-Oskooee y Rehman, 2005), en el presente artículo se adoptan formas no lineales; lo cual se convierte en un aporte a la literatura colombiana ya que permite tener en la modelación econométrica la flexibilidad de no tener una demanda por dinero estable en el tiempo.

En particular, Gómez, 1998 muestra algunos ejemplos en las cuáles la demanda por dinero en Colombia no es estable y por tanto se debe incorporar una variable de innovación financiera. De hecho, el autor mediante el uso de un modelo de correcciones de errores vectorial (*VEC*) utiliza una tendencia en el vector de cointegración para modelar el avance de las innovaciones financieras. Como resultado, encuentra que el ajuste del modelo de la demanda por dinero en Colombia es más estable al incorporar dicha tendencia como proxy de innovación financiera. En el presente artículo, el uso de una función no lineal (f) en la estimación y el cambio en los parámetros dependiendo del régimen i permite modelar cambios como las innovaciones financieras mencionadas por Gómez, 1998.

Adicionalmente, en el presente artículo se pretende evaluar una forma funcional alternativa que puede ser estimada a partir de una de las condiciones de primer orden del modelo propuesto por Kim, 2000. Allí, se considera un consumidor que maximiza su función de utilidad, la cual depende tanto de sus decisiones de consumo real como de sus preferencias por tenencias de dinero real:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U \left(C_t, \frac{M_t}{P_t} \right) \quad (3)$$

¹²En la mayoría especificaciones de demanda por dinero, es usual que la tasa de interés se modele sin transformaciones como por ejemplo en Lucas, 1988, Stock y Watson, 1993 y Ball, 2001. Sin embargo, dada la no linealidad de la demanda por dinero, en algunos casos se utiliza la transformación con logaritmos sobre la tasa de interés (ver Bae, Kakkar y Ogaki, 2006 y Bae y De Jong, 2007), lo que está asociado a modelos clásicos de demanda por efectivo como los de Baumol, 1952 y Tobin, 1956.

¹³En las estimaciones del presente artículo hacen referencia al régimen inferior o superior del Cuadro 4.

dónde β es un factor de descuento, C_t es el consumo real y $\frac{M_t}{P_t}$ son los saldos monetarios reales. El problema de maximización tiene las siguientes restricciones: para cada periodo el individuo recibe un ingreso (Y_t) y una tasa de interés real (R_t) sobre los bonos (B_{t-1}) que tenga bajo su propiedad. Aunque el individuo puede transferir riqueza de un periodo a otro mediante las tenencias de dinero, esto no produce ningún interés o dividendo.

$$C_t + \frac{B_t}{P_t} + \frac{M_t}{P_t} = Y_t + R_t \frac{B_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} \quad (4)$$

Asumiendo la ecuación de Fisher estándar, la cual sostiene la siguiente relación¹⁴:

$$R_t = \frac{1 + r_t}{1 + \pi_{t+1}} = (1 + r_t) \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (5)$$

dónde r_t es la tasa de interés nominal y π_t es la tasa de inflación. Teniendo en cuenta todo lo anterior, las condiciones de primer orden del problema de optimización dan como resultado que la tasa marginal de sustitución entre tenencias de dinero reales y consumo real estaría dada por:

$$\frac{U'_{\frac{M}{P}}}{U'_C} = \frac{r}{1 + r} \quad (6)$$

Para obtener una solución analítica, se asume una función de utilidad con aversión relativa al riesgo constante (CRRA) como en Setzer y Wolff, 2013. Este tipo de función puede ser representada por:

$$U \left(C_t, \frac{M_t}{P_t} \right) = \frac{C_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + b_t^\delta \frac{\left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad (7)$$

dónde b_t^δ modela cambios en las preferencias del individuo por tenencias de dinero. De esta manera, combinando (6) y (7) y solucionado la parte del sistema sobre los balances de dinero reales se obtiene la siguiente función de demanda por dinero:

$$\ln \left(\frac{M_t}{P_t} \right) = \frac{\sigma}{\gamma} \ln(C_t) - \frac{1}{\gamma} \ln \left(\frac{r_t}{1 + r_t} \right) + \frac{\delta}{\gamma} \ln(b_t) \quad (8)$$

¹⁴De esto se desprende que el cambio en la inflación que tiene su origen en un cambio en el crecimiento de la cantidad de dinero se traduce en una variación del tipo de interés nominal en idéntica proporción. Bajo esta premisa la inflación no afecta el tipo de interés real.

O lo que es equivalente,

$$\ln M_t = \ln P_t + \frac{\sigma}{\gamma} \ln(C_t) - \frac{1}{\gamma} \ln \left(\frac{r_t}{1 + r_t} \right) + \frac{\delta}{\gamma} \ln(b_t) \quad (9)$$

Así, la demanda por dinero nominal depende del nivel de precios, del ingreso real (dado que $Y = C$ en el equilibrio de largo plazo), de un costo de oportunidad de tener el dinero (asociado a r_t) y un componente exógeno de cambios en las preferencias por tenencias de dinero (b_t). En resumen, las especificaciones que se evaluarán en este documento tiene en cuenta (1) y (9) de la siguiente manera:

Modelo 1

$$m_t^d = \alpha_i + \beta_{1,i} p_t + \beta_{2,i} y_t + \beta_{3,i} \frac{r_t}{1 + r_t} \quad (10)$$

Modelo 2

$$m_t^d = \alpha_i + \beta_{1,i} p_t + \beta_{2,i} y_t + \beta_{3,i} r_t$$

Es importante mencionar que el componente asociado a cambios en preferencias por tenencias de dinero (b_t) en (9) utilizado por Setzer y Wolff, 2013 puede verse reflejado en los cambios en la estimación del parámetro α_i en los dos modelos propuestos en el presente artículo. Asimismo, se debe señalar que en este documento se toma como proxy del costo de oportunidad del dinero a la tasa de interés de los depósitos a 90 días mediante (r_t) y ($\frac{r_t}{1+r_t}$) en los modelos antes mencionados. No obstante, no hay un consenso en la literatura sobre que medida debe ser utilizada para aproximarse al costo de oportunidad. Por ejemplo, algunos estudios toman como costo de oportunidad la inclusión de diferenciales de tasas de corto o largo plazo, o incluyen ambas tasas (Gaab y Liedtke, 1992 y Sarno, 1999), expectativas de depreciación del tipo de cambio (Hamburger, 1966 y Bahmani-Oskooee, 1991), expectativas o varianza de la inflación (Slovin y Sushka, 1983, Bahmani-Oskooee y Tanku, 2006, Budina y col., 2006 y Austin, Ward y Dalziel, 2007).

4. Metodología econométrica

En este trabajo se realiza una extensión de los modelos de transición suave tradicionales (Ver, Dijk, Teräsvirta y Franses, 2002) y se enfoca el análisis en el caso de variables no estacionarias. En particular, el artículo sigue el desarrollo sugerido por Saikkonen y Choi, 2004, en el cual se asume el siguiente modelo de cointegración de transición suave:

$$y_t = \mu + \alpha' x_t + (\mu_{nl} + \alpha'_{nl} x_t) g((x_{s,t} - c); \gamma) + u_t \quad (11)$$

Donde y_t es una variable I(1), x_t es un vector columna de orden k de series no estacionarias, u_t es un término de error estacionario con valor esperado igual a 0, $g((x_{s,t} - c); \gamma)$ es una función logística de transición suave que depende de la variable $x_{s,t}$ y del vector de parámetros $\theta \equiv (c, \gamma)'$. Específicamente, La función $g(x_{s,t}; \theta)$ se define como:

$$g(x_{st}; \theta) \equiv \frac{1}{1 + e^{-\gamma(x_{s,t} - c)}} \quad (12)$$

Un estimador consistente del modelo propuesto en la ecuación (11) puede obtenerse a través de mínimos cuadrados no lineales, el cual resuelve el siguiente problema de optimización:

$$\underset{\lambda \in \Theta}{\text{Argmin}} \quad S_T(\lambda), \quad S_T(\lambda) \equiv \sum_{i=1}^T (y_t - f(x_t; \theta)' \phi)^2 \quad (13)$$

Donde $f(x_t; \theta) \equiv [1, g(x_{s,t}; \theta), x'_t, g(x_{s,t}; \theta) x'_t]'$, $\phi \equiv [\mu, \mu_{nl}, \alpha', \alpha'_{nl}]$, $\lambda \equiv [\theta', \phi']$ y Θ es un subconjunto compacto de parámetros en el mismo espacio vectorial al que pertenece λ ¹⁵.

Sin embargo, en el contexto de cointegración muchas veces existe correlación serial o contemporánea entre los regresores (x_t) y el término de error (u_t). De hecho, Saikkonen y Choi, 2004 demuestran que en este caso el estimador anterior es consistente pero ineficiente debido a la endogeneidad.

Para solucionar el anterior problema y obtener un estimador que permita realizar inferencia, Saikkonen y Choi, 2004 proponen un estimador de dos etapas. En la primera etapa, se lleva a cabo la estimación asociada a la ecuación (13) por medio de mínimos cuadrados no lineales y se obtienen los residuos \hat{u}_t y el primer grupo de parámetros $\hat{\lambda}$, los cuales se denominarán $\hat{\lambda}^{1S}$. En la segunda etapa, se estima la siguiente ecuación por mínimos cuadrados:

$$\hat{u}_t = \hat{K}(x_t)' \beta + V_t' \pi + \epsilon_t \quad (14)$$

Donde $\hat{K}(x_t)$ representa el gradiente de la función

¹⁵Debe notarse que condicional a θ el modelo en la ecuación anterior podría estimarse por mínimos cuadrados ordinarios. En la práctica, se pueden obtener valores iniciales para la optimización llevando a cabo la regresión dados unos valores de θ . Los valores de este vector pueden ser obtenidos a través de una búsqueda de cuadrícula como sugiere Teräsvirta, 1994.

$f(x_t; \theta)$ evaluado en $\hat{\lambda}^{1S}$ y $V_t \equiv [\Delta x'_{t-p}, \dots, \Delta x'_{t+p}]$,¹⁶ con p un número entero dado¹⁷. El estimador de dos etapas de λ es entonces $\hat{\lambda}^{2S} = \hat{\lambda}^{1S} + \hat{\beta}$.

Asintóticamente, los estadísticos convencionales (por ejemplo, la prueba t) pueden ser utilizados para realizar inferencia. Teniendo en cuenta que la varianza del término de error puede ser calculada a partir de un estimador robusto a autocorrelación y heteroscedasticidad (ver Andrews, 1991) basado en los residuos $\hat{e}_t = y_t - f(x_t; \hat{\theta})' \hat{\phi} - V_t' \hat{\pi}$. Donde $\hat{\theta}$ y $\hat{\phi}$ corresponden a los valores estimados en la segunda etapa, es decir, asociados a $\hat{\lambda}^{2S}$.

5. Ejercicio empírico

5.1. Datos

Para la aplicación empírica se consideran las series de M1, IPC, PIB mensualizado¹⁸ y la tasa de interés de los depósitos a término fijo a 90 días (DTF). Todas las variables son transformadas con logaritmo excepto la tasa de interés y desestacionalizadas utilizando el método de Tramo-Seats considerando el efecto de la semana santa¹⁹. Los datos son de frecuencia mensual y cubren el período comprendido entre enero de 1984 y diciembre de 2016.

5.2. Resultados

En el Cuadro 1 se reportan los resultados de la prueba de raíz unitaria propuesta en Breitung, 2002. En todos los casos se observa que no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad.

¹⁶Vale la pena notar que este estimador es similar al estimador DOLS de Saikkonen, 1991 puesto que ambos utilizan adelantos y rezagos de diferencias de x_t para corregir la endogeneidad. Para ello asumen que $u_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \eta'_j \Delta x_{t-j} + e_t$.

¹⁷Una forma de elegir el número óptimo de adelantos y rezagos en un contexto lineal se puede encontrar en Choi y Kurozumi, 2012. Saikkonen y Choi, 2004 proponen utilizar un número entre 1 y 3.

¹⁸Para mensualizar el PIB se utiliza el ISE, índice de seguimiento a la economía, desde 2000 a la fecha. Para los datos anteriores se utilizó el PIB trimestral empalmado en las cuentas nacionales base 1975 y 1994, y luego se mensualizaron utilizando métodos de interpolación con los paquetes econométricos DISTRIB e INTERPOL del software RATS.

¹⁹También se considera el método X-13 para la desestacionalización, los resultados empíricos no varían mucho frente a esta elección.

Cuadro 1: Resultados pruebas de raíz unitaria Breitung, 2002.

	<i>M1</i>	<i>IPC</i>	<i>PIB</i>	<i>DTF</i>
<i>Estadístico</i>	0.085	0.101	0.093	0.090

Cálculos de los autores. *, **, *** indican significancia al 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. Las conclusiones de la prueba no cambian al incluir tendencia determinística. H_0 : La serie es $I(1)$.

En el cuadro 2 se presentan los resultados del test de cointegración no lineal propuesto en Choi y Saikkonen, 2010 para los dos modelos propuestos en este documento, los cuales están asociados a las formas reducidas en la ecuación (10). Se observa que existe evidencia de que las series consideradas se encuentran cointegradas. En el caso del primer modelo esta conclusión es válida para cualquier nivel de significancia usual, mientras que para el segundo modelo es válida a un nivel de significancia de 1 %.

Cuadro 2: Estadístico de cointegración Choi y Saikkonen, 2010

	<i>Modelo 1</i>	<i>Modelo 2</i>
<i>Estadístico</i>	0.554	1.825**

Cálculos de los autores. *, **, *** indican significancia al 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. H_0 : Las series bajo consideración están cointegradas.

Teniendo en cuenta que los resultados del cuadro 2 indica que las series están cointegradas, en el cuadro 3 se evalúa si esta cointegración es lineal o no lineal usando la prueba propuesta por Choi y Saikkonen, 2004. Esta prueba es bastante similar a la prueba de Teräsvirta, 1994 y utiliza expansiones de Taylor para aproximar el efecto de la no-linealidad.

Cuadro 3: Estadístico de linealidad Choi y Saikkonen, 2004

	<i>Modelo 1</i>	<i>Modelo 2</i>
<i>Estadístico F</i>	12.60***	15.59***

Cálculos de los autores. *, **, *** indican significancia al 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. H_0 : La relación de cointegración es lineal.

La prueba anterior sugiere que la relación de cointegración encontrada entre las variables bajo estudio es no-lineal para ambos modelos considerados.

Con el fin de ilustrar los regímenes que gobiernan la dinámica de la demanda por dinero en Colombia, la figura 2 muestra la función de transición estimada para cada uno de los modelos propuestos. Asimismo, es importante señalar que la variable de transición

utilizada es el índice de precios al consumidor, es decir la variable $x_{s,t}$ en la ecuación (11). Como resultado, la evidencia estadística identifica claramente un cambio de régimen a mediados de los noventa, lo que a su vez verifica la presencia de no linealidades que caracterizan la demanda por dinero.

Dado que la función de transición estimada alcanza el valor unitario en ambos modelos al final de la muestra, y toma diferentes valores entre 0 y 1 dentro del periodo de análisis, esto ratifica el carácter inestable de la demanda por dinero en Colombia. De hecho, el cambio entre regímenes enfatiza la significativa variación en el tiempo de la relación entre la demanda por dinero y sus fundamentales. Pese a la inestabilidad encontrada para el conjunto total de la muestra, es importante señalar que en la figura 2 se pueden apreciar 3 franjas en las cuales se tiene: i) estabilidad en el régimen inferior antes de los noventa, ii) un periodo de infinitos regímenes comprendido entre 1990 y 2000, y cuya inestabilidad es bastante clara dado que la función de transición fluctúa entre 0 y 1 y iii) un régimen superior estable a partir del año 2001.

En el cuadro 4 se muestran los coeficientes estimados para los dos regímenes extremos encontrados. Como se puede observar los determinantes de la demanda por dinero tienen coeficientes significativos en ambos regímenes para los dos modelos propuestos. El signo de los coeficientes es el esperado de acuerdo a la revisión de literatura mostrada anteriormente. En particular, las elasticidades respecto a los precios y al ingreso afectan positivamente la demanda por saldos monetarios, mientras que por el contrario la elasticidad de la tasa de interés impacta negativamente dicha demanda. El coeficiente α_i , asociado a cambios en preferencias e innovaciones financieras, tiene signo negativo similar a lo encontrado en Gómez, 1998 y Gómez, 1999. No obstante, se aprecia que dichas relaciones cambian en el tiempo (de acuerdo al régimen), por lo que la evidencia sugiere la existencia de inestabilidad de la demanda por dinero. Es de notar que de acuerdo a la figura 2, si sólo se considera la muestra entre 2000 y 2016, los coeficientes de la demanda de dinero son estables y corresponden a los del régimen superior presentados en el cuadro 4. Esto apoyaría en alguna medida que la adopción del esquema de política monetaria de inflación objetivo ha contribuido a la estabilidad de la demanda por dinero en dicho periodo.

Al indagar sobre la hipótesis de homogeneidad de grado uno de la demanda por dinero a los precios y el ingreso, la evidencia estadística no es completamente concluyente. En términos de los precios, al verificar mediante

una prueba de hipótesis si $\beta_{1,i} = 1$, lo cual indica que la demanda por dinero en Colombia es homogénea de grado uno, se encuentra que la demanda por dinero no es homogénea para el modelo 1, mientras que para el modelo 2 sí lo es para el régimen superior. Para el ingreso, se rechaza esta hipótesis para ambos modelos propuestos.

Al analizar entre regímenes se destacan los siguientes resultados: i) los cambios más significativos en la magnitud de los coeficientes se observan para la elasticidad del ingreso (β_2) y en el coeficiente asociado a cambios en preferencias e innovación financiera (α_i), ii) los signos de cada uno de los coeficientes resultan como lo esperado y no cambian entre regímenes y iii) el impacto del costo de oportunidad varía en magnitud dependiendo de la medición propuesta pero no cambia el signo esperado; en este documento esta diferencia está dada por r_t y $\frac{r_t}{1+r_t}$. Es importante señalar que aunque el impacto de las innovaciones financieras o cambios en preferencias es negativo, su efecto sobre la demanda por saldos monetarios es menor en términos absolutos para el régimen superior frente al inferior. Por ejemplo, para el modelo 1 el parámetro ajustado cambia de $-16,205$ a $-7,536$ y para el modelo 2 cambia de $-15,197$ a $-7,056$.

Finalmente, las elasticidades respecto al ingreso para el modelo 1 se sitúan en 3,006 para el régimen inferior y 2,106 para el superior. En el caso del modelo 2, dichos coeficientes cambiaron de 2,893 a 1,967 de acuerdo al régimen. El resultado de tener una elasticidad del ingreso mayor a uno, sugiere la presencia de un efecto riqueza sobre la demanda por saldos monetarios como lo encontrado en Knell y Stix, 2005, Setzer y Wolff, 2013 y Jawadi y Sousa, 2013. Esto podría explicar en parte la reciente caída en el ritmo de expansión de los agregados en Colombia, ya que la elasticidad que parece tener mayor impacto sobre la demanda por dinero resultó ser la asociada al ingreso ²⁰. Así, desde la caída

²⁰También explicaría la significativa caída de los agregados monetarios en la crisis de los noventa.

de los precios internacionales del petróleo, la economía colombiana ha iniciado un proceso de ajuste en el cual la pérdida de riqueza y el deterioro del ingreso nacional ha generado un crecimiento del PIB por debajo del potencial en los últimos tres años. Al mismo tiempo, algunos choques de oferta como el fenómeno de El Niño han conducido a la inflación por encima del rango meta, lo que generó una reacción en tasas de interés por parte de la autoridad monetaria. En ese entorno, el efecto en la caída del ingreso parece dominar el comportamiento débil en los agregados monetarios.

En una investigación futura se podrían explorar algunas de las causas de dichos fenómenos, los cuales se podrían modelar mediante la incorporación de la tasa de cambio, el precio de activos como la vivienda o financieros, entre otros, en el sistema a estimar. Es importante señalar que en Colombia se han observado en la última década una afluencia de flujos de capital para la inversión, que ha generado aumentos importantes en los precios de los activos y cambios en la tasa de cambio, todo lo cual no está contemplado en las regresiones aquí propuestas y está fuertemente vinculado con las variaciones que pudo tener el stock de riqueza en la economía colombiana.

6. Conclusiones

La política monetaria ha cambiado en las últimas décadas en favor de la implementación del uso de la tasa de interés dentro del esquema de inflación objetivo, en lugar de utilizar los agregados monetarios. La explicación más recurrente de este cambio encontrada en la literatura internacional es la inestabilidad observada en las funciones de demanda por dinero para diversos agregados monetarios, lo que puede ser sustentado por el incremento en el uso del crédito y las tenencias de ahorros que los hogares o firmas poseen en diferentes componentes de los balances de dinero. Adicionalmente, las crecientes facilidades para el endeudamiento, las dificultades para encontrar activos seguros y la comple-

Cuadro 4: Resultados Estimación

	Modelo 1: $m_t^d = \alpha + \beta_1 p_t + \beta_2 y_t + \beta_3 \frac{r_t}{1+r_t}$				Modelo 2: $m_t^d = \alpha + \beta_1 p_t + \beta_2 y_t + \beta_3 r_t$			
	α	β_1	β_2	β_3	α	β_1	β_2	β_3
<i>Régimen Inferior</i>	-16.205** (7.418)	0.578*** (0.169)	3.006*** (0.781)	-0.858 (0.732)	-15.197*** (3.476)	0.600*** (0.071)	2.893*** (0.366)	-0.005*** (0.002)
<i>Régimen Superior</i>	-7.536*** (0.385)	0.703*** (0.044)	2.106*** (0.044)	-0.983*** (0.150)	-7.056*** (0.322)	0.909*** (0.047)	1.967*** (0.049)	-0.007*** (0.001)

Errores estándar entre paréntesis. *, **, *** indican significancia al 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. La corrección de endogeneidad se realiza con un adelanto y un rezago del vector de variables explicativas, la estimación es robusta a esta elección.

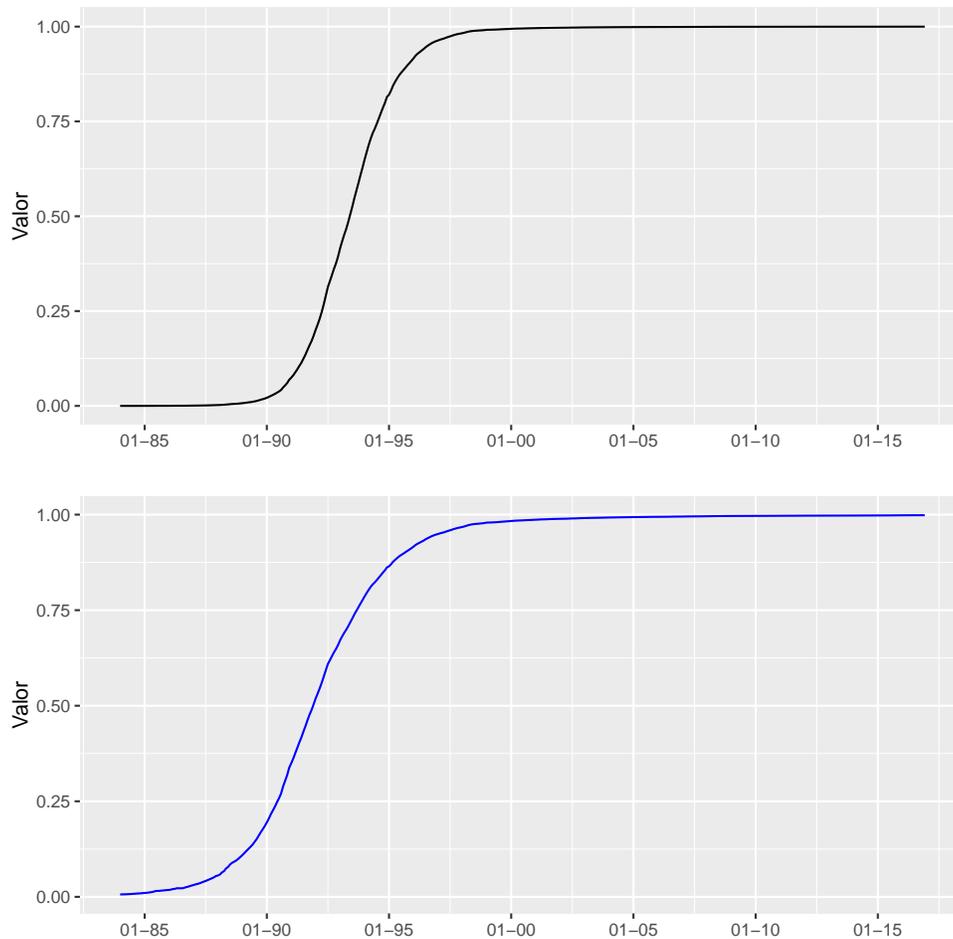
alidad en las coberturas por riesgo también podrían estar determinando cambios en los patrones de la demanda por dinero. Todo ello ha generado problemas para las autoridades monetarias ya que la determinación de objetivos intermedios como los agregados monetarios es una tarea de bastante complejidad en el actual esquema de inflación objetivo en Colombia. Por otro lado, los cambios en la tasa de interés también generan cambios en las valoraciones de portafolios y de activos, lo que dificulta capturar el denominado efecto riqueza dentro de la función de demanda por dinero.

Este documento encuentra evidencia estadística de la presencia de inestabilidad en la demanda por saldos monetarios en Colombia entre 1984 y 2016. Dicho fenómeno fue capturado a partir de la estimación de un modelo de cointegración que incorpora una función de transición suave, con la cual se determinaron dos

regímenes extremos dentro del periodo de análisis contemplado. En este estudio de caso, los regímenes pueden estar asociados a los cambios en la innovación financiera sugeridos en Gómez, 1998 y Gómez, 1999 o en los cambios en las preferencias como lo propuesto por Setzer y Wolff, 2013. De esta manera, la modelación econométrica permitió encontrar parámetros cambiantes para las elasticidades de ingreso, precios y tasa de interés y cambios en la innovación financiera y variaciones en las preferencias, cuyos valores dependen de los regímenes encontrados.

En términos de los ejercicios de estimación, la evidencia estadística muestra que los coeficientes ajustados son significativos para todos los modelos propuestos y los regímenes encontrados. El intercepto de los modelos, asociado a cambios en innovaciones financieras o en preferencias, resultó negativo como lo sugiere la

Figura 2: *Función de transición*



En el panel superior se presenta la función de transición para el Modelo 1, en el inferior la correspondiente al Modelo 2.

literatura internacional. Es importante señalar que en el régimen superior, relacionado con el periodo más reciente, el impacto de dichas innovaciones presentó una menor magnitud que el encontrado al principio de los años ochenta. Por otro lado, se encontró que hay evidencia ambigua sobre la hipótesis de homogeneidad de grado uno de la demanda por dinero respecto a los precios. Por el contrario, respecto al ingreso para ambos modelos se encontró que la demanda por saldos monetarios no cumple dicha hipótesis.

Respecto a la elasticidad asociada al costo de oportunidad, en este caso a la tasa de interés, las estimaciones ratifican el efecto negativo que ello tiene sobre la demanda por saldos monetarios. Los coeficientes ajustados para dicha elasticidad oscilan entre $-0,005$ y $-0,983$, lo que depende del modelo y del régimen estimado. Esto en el actual esquema de inflación objetivo en Colombia es fundamental ya que el instrumento de política es la tasa de interés, sin embargo, es necesario explorar más en profundidad sobre los mecanismos en los cuales se presentaría dicha transmisión. En cuanto a la elasticidad ingreso, se encontró evidencia que sugiere que en Colombia hay presencia de efectos riqueza como los señalados en la literatura internacional cuándo el coeficiente ajustado es mayor a la unidad. En particular, los modelos estimados muestran estimadores para dicha elasticidad que oscilan entre $1,967$ y $3,006$, lo cual depende del modelo y del régimen ajustado.

Finalmente, aunque el ajuste encontrado para los principales determinantes de la demanda por dinero fue adecuado, del presente ejercicio se desprenden las siguientes preguntas. Primero, una explicación más detallada sobre el mecanismo a través del cual funciona el denominado efecto riqueza podría implicar la presencia de nuevos factores y variables que pueden ser relevantes dentro del análisis como por ejemplo el precio de los activos, la tasa de cambio, entre otros. Segundo, pese a que la función de transición utilizada permitió incorporar en el modelamiento cambios asociados a las preferencias de los agentes o innovaciones financieras, esta no explica las causas de dicho proceso de cambio. Dicha dificultad, podría ser una señal que implica la integración de otros factores dentro del análisis. Por último, en este documento tampoco se abordó el problema existente por los cambios en los esquemas de política que ha presentado la banca central en Colombia, de tal manera que esto también pudo afectar los cambios en parámetros mencionados.

Referencias

- Andrews, Donald (1991). «Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation». En: *Econometrica* 59.3, págs. 817-58.
- Austin, Darran, Bert Ward y Paul Dalziel (2007). «The demand for money in China 1987–2004: A non-linear modelling approach». En: *China Economic Review* 18.2, págs. 190-204.
- Bae, Youngsoo y Robert M De Jong (2007). «Money demand function estimation by nonlinear cointegration». En: *Journal of Applied Econometrics* 22.4, págs. 767-793.
- Bae, Youngsoo, Vikas Kakkar y Masao Ogaki (2006). «Money demand in Japan and nonlinear cointegration». En: *Journal of Money, Credit, and Banking* 38.6, págs. 1659-1667.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen (1991). «The demand for money in an open economy: The United Kingdom». En: *Applied Economics* 23.6, págs. 1037-1042.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen y Hafez Rehman (2005). «Stability of the money demand function in Asian developing countries». En: *Applied Economics* 37.7, págs. 773-792.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen y Altin Tanku (2006). «Black market exchange rate, currency substitution and the demand for money in LDCs». En: *Economic Systems* 30.3, págs. 249-263.
- Ball, Laurence (2001). «Another look at long-run money demand». En: *Journal of Monetary Economics* 47.1, págs. 31-44.
- Barnett, W.A. (2008). «The Supply of Money». En: *International Encyclopedia of the Social Science*. Ed. por S. Darity. Detroit: Macmillan Reference, págs. 260-261.
- Barro, Robert (2007). *Macroeconomics: A modern approach*. Cengage Learning.
- Baumol, William J (1952). «The transactions demand for cash: An inventory theoretic approach». En: *The Quarterly Journal of Economics* 66.1, págs. 545-556.
- Blanchard, Olivier J (1997). *Macroeconomics*. Prentice Hall.
- Blanchard, Olivier J y Stanley Fischer (1989). *Lectures on macroeconomics*. MIT press.
- Breitung, Jörg (2002). «Nonparametric Tests For Unit Roots And Cointegration». En: *Journal of Econometrics* 108.2, págs. 343-363.
- Budina, Nina y col. (2006). «Money, inflation and output in Romania, 1992–2000». En: *Journal of International Money and Finance* 25.2, págs. 330-347.
- Calza, A. y J. Souza (2003). *Why has broad money demand been more stable in the Euro Area than in other economies? A literature review*. Inf. téc. ECB Working Paper No. 261. European Central Bank.

- Carrasquilla, Alberto y Carolina Renteria (1990). «¿Es inestable la demanda por dinero en Colombia?» En: *Ensayos sobre política económica* 9, págs. 21-38.
- Carrera, César (2016). «Long-Run Money Demand in Latin-American Countries: A Nonstationary Panel Data Approach». En: *Monetaria, CEMLA* 4.1, págs. 121-152.
- Carrizosa, M. (1983). «La definición del dinero, los medios de pago y los cuasi-dineros en Colombia». En: *Ensayos sobre política económica* 3, págs. 37-69.
- Chitre, Vikas (1975). «Wealth effect on the demand for money». En: *Journal of Political Economy* 83.3, págs. 615-631.
- Choi, In y Eiji Kurozumi (2012). «Model Selection Criteria For The Leads-and-lags Cointegrating Regression». En: *Journal of Econometrics* 169.2, págs. 224-238.
- Choi, In y Pentti Saikkonen (2004). «Testing Linearity In Cointegrating Smooth Transition Regressions». En: *The Econometrics Journal* 7.2, págs. 341-365.
- (2010). «Tests For Nonlinear Cointegration». En: *Econometric Theory*, págs. 682-709.
- Dijk, Dick van, Timo Teräsvirta y Philip Hans Franses (2002). «Smooth Transition Autoregressive Models a Survey Of Recent Developments». En: *Econometric Reviews* 21.1, págs. 1-47.
- Duca, John V y David D VanHoose (2004). «Recent developments in understanding the demand for money». En: *Journal of Economics and Business* 56.4, págs. 247-272.
- Dutkowsky, Donald H y H Sonmez Atesoglu (2001). «The demand for money: a structural econometric investigation». En: *Southern Economic Journal* 68.1, págs. 92-106.
- Ferrada, Christian y Mario Tagle (2014). «Estimación reciente de la demanda de dinero en Chile». En: *Journal Economía Chilena* 17.3, págs. 86-109.
- Friedman, Benjamin M (1976). «Targets, instruments, and indicators of monetary policy». En: *Journal of Monetary Economics* 1.4, págs. 443-473.
- Friedman, Milton (2010). «Quantity Theory of Money». En: *Monetary Economics*. Ed. por Steven N. Durlauf y Lawrence E. Blume. London: Palgrave Macmillan UK, págs. 299-338.
- Gaab, Werner y Olaf Liedtke (1992). «On the long-run relationship between money, output and interest rates: a cointegration analysis for West Germany». En: *Louvain Economic Review* 58.3-4, págs. 454-471.
- Goldfeld, Stephen M y Daniel E Sichel (1990). «The demand for money». En: *Handbook of monetary economics* 1, págs. 299-356.
- Gómez, Javier (1998). *La demanda de dinero en Colombia*. Inf. téc. Borradores de Economía No. 101. Banco de la República.
- Gómez, José Eduardo (1999). *Especificación de la demanda por dinero con innovación financiera*. Inf. téc. Borradores de Economía No. 128. Banco de la República.
- Hamburger, Michael J (1966). «The demand for money by households, money substitutes, and monetary policy». En: *Journal of Political Economy* 74.6, págs. 600-623.
- Hamori, Shigeyuki y Naoko Hamori (2008). «Demand for money in the Euro area». En: *Economic Systems* 32.3, págs. 274-284.
- Hernández, Mauricio y Carlos Esteban Posada (2006). «La demanda por dinero en Colombia: un poco más de evidencia en el período reciente». En: *Perfil de Coyuntura Económica* 7, págs. 75-88.
- Herrera, S. y J. M. Julio (2003). «La demanda de dinero en el corto y en el largo plazo en Colombia». En: *Revista de Coyuntura Económica (Fedesarrollo)* 23, págs. 91-107.
- Jawadi, Fredj y Ricardo M Sousa (2013). «Money demand in the euro area, the US and the UK: Assessing the role of nonlinearity». En: *Economic Modelling* 32, págs. 507-515.
- Kim, Jinill (2000). «Constructing and estimating a realistic optimizing model of monetary policy». En: *Journal of Monetary Economics* 45.2, págs. 329-359.
- Knell, Markus y Helmut Stix (2005). «The income elasticity of money demand: A meta-analysis of empirical results». En: *Journal of Economic Surveys* 19.3, págs. 513-533.
- (2006). «Three decades of money demand studies: Differences and similarities». En: *Applied Economics* 38.7, págs. 805-818.
- Lora, Eduardo (1990). «La velocidad de circulación y la demanda de dinero en el corto y en el largo plazo en Colombia». En: *Ensayos sobre política económica* 18, págs. 193-219.
- Lucas, Robert E (1988). «Money demand in the United States: A quantitative review». En: *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. Vol. 29. Elsevier, págs. 137-167.
- Lütkepohl, Helmut (1993). «The sources of the US money demand instability». En: *Empirical Economics* 18.4, págs. 729-743.
- McCallum, Bennett T (2004). «Monetary policy in economies with little or no money». En: *Pacific Economic Review* 9.2, págs. 81-92.
- McCallum, Bennett T. y Marvin S. Goodfriend (1989). «Demand for Money: Theoretical Studies». En: *Money*. Ed. por John Eatwell, Murray Milgate y Peter Newman. London: Palgrave Macmillan UK, págs. 117-130.
- Misas, Martha y Hugo Oliveros (1997). *Cointegración, exogeneidad y crítica de Lucas: funciones de demanda*

- de dinero en Colombia: un ejercicio más. Inf. téc. Borradores de Economía No. 75. Banco de la República.
- Misas, Martha, Hugo Oliveros y José Darío Uribe (1994). *Especificación y estabilidad de la demanda por dinero en Colombia*. Inf. téc. Borradores de Economía No. 11. Banco de la República.
- Misas, Martha y Carlos Esteban Posada (2003). «¿Está determinado el nivel de precios por las expectativas de dinero y producto en Colombia?» En: *Ensayos sobre política económica* 43, págs. 8-31.
- Misas, Martha y Rodrigo Suescún (1993). «Funciones de demanda de dinero y el comportamiento estacional del mercado monetario». En: *Ensayos sobre política económica* 23, págs. 55-79.
- Narayan, Paresh Kumar, Seema Narayan y Vinod Mishra (2009). «Estimating money demand functions for South Asian countries». En: *Empirical Economics* 36.3, págs. 685-696.
- Poole, William (1970). «Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macro model». En: *The Quarterly Journal of Economics* 84.2, págs. 197-216.
- Rao, B Bhaskara y Saten Kumar (2009). «A panel data approach to the demand for money and the effects of financial reforms in the Asian countries». En: *Economic Modelling* 26.5, págs. 1012-1017.
- Saikkonen, Pentti (1991). «Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions». En: *Econometric Theory* 7.1, págs. 1-21.
- Saikkonen, Pentti e In Choi (2004). «Cointegrating Smooth Transition Regressions». En: *Econometric Theory* 20.02, págs. 301-340.
- Sarno, Lucio (1999). «Adjustment costs and nonlinear dynamics in the demand for money: Italy, 1861-1991». En: *International Journal of Finance and Economics* 4.2, pág. 155.
- Setzer, Ralph y Guntram B Wolff (2013). «Money demand in the euro area: new insights from disaggregated data». En: *International Economics and Economic Policy* 10.2, págs. 297-315.
- Slovin, Myron B y Marie Elizabeth Sushka (1983). «Money, interest rates, and risk». En: *Journal of Monetary Economics* 12.3, págs. 475-482.
- Sriram, Subramanian S (2000). «A survey of recent empirical money demand studies». En: *IMF Staff papers*, págs. 334-365.
- Steiner, R. (1988). «La demanda por medios de pago, efectivo y depósitos de cuenta corriente: 1967-1986». En: *Ensayos sobre política económica* 13, págs. 69-85.
- Stock, James H y Mark W Watson (1993). «A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems». En: *Econometrica* 61.4, págs. 783-820.
- Teräsvirta, Timo (1994). «Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models». En: *Journal of the American Statistical Association* 89.425, págs. 208-218.
- Tobin, James (1956). «The interest-elasticity of transactions demand for cash». En: *The review of Economics and Statistics* 38.3, págs. 241-247.
- Valadkhani, Abbas (2008). «Long-and short-run determinants of the demand for money in the Asian-Pacific countries: an empirical panel investigation». En: *Annals of Economics and Finance* 9.1, págs. 47-60.

